Journal of Agricultural Economics and Development

Homepage: https://jead.um.ac.ir

Research Article
Vol. 37, No. 3, Fall 2023, p. 309-323

Measuring Market Behavior in the Dairy Products Industry Using the Profit-Oriented Function

H. Shahbazi[1*]

Received: 11-01-2023
Revised: 20-08-2023
Accepted: 30-08-2023
Available Online: 10-09-2023

How to cite this article:
Shahbazi, H. (2023). Measuring market behavior in the dairy products industry using the profit-oriented function. *Journal of Agricultural Economics & Development*, *37*(3), 309-323. (In Persian with English abstract). https://doi.org/10.22067/JEAD.2023.80560.1175

Introduction

The market and the conditions governing it, especially the food industry, are always important issues for policymakers, decision makers and planners in the public and private sectors. Because market conditions are important in terms of the level of competition or monopoly on access to goods from the point of view of government decision-makers and the price from the point of view of production and private sector suppliers. In addition, both access and price factors greatly impact the amount of consumption and, consequently, the level of consumer's welfare. Dairy products, especially milk and cheese, from the consumer's point of view, in addition to being good for health, from the point of view of agricultural producers, it is a strategic product, and from the point of view of government decision-makers, it is a factor in changing the level of social welfare. Of course, the market behavior has an important effect on the price and the motivation to produce and finally consume milk and cheese. However, factors such as encouraging consumption through public advertising can have a great effect on consumption motivation (Shahbazi, 2015). But the lack of competitive conditions in the production of products can reduce the consumption of milk and cheese and, as a result, create lost welfare for consumers and society. In other words, having a large share of the milk market by a small number of companies and production companies has made the market of dairy products a monopoly market and the existence of a monopoly in the market is considered one of the most important factors that cause lost welfare for consumers. (Gisser, 1982; *Shahbazi, et al.,* 2009).

Materials and Methods

In this research, an attempt has been made to provide a structural framework for examining the performance of the dairy industry, especially milk and cheese (in terms of measuring the level of competition or monopoly). Based on the theory of NEIO, it is possible to quantify firms' market behavior in the absence of marginal cost data. The choice of demand model is of key importance in this type of analysis, since modeling a firm's market behavior relies on correct representation of consumer preferences (Hovhannisyan & Bozic, 2013). In explaining consumer behavior, the functions selected for demand should be compatible with consumer theory, satisfy its theoretical characteristics, be easy to estimate, and have high predictive power. If, as the research shows, there is a non-linear relationship between demand and income, using a linear expenditure model will lead to an error and provide incorrect parameters. Recently, discrete choice demand models, such as the Logit specification, have increased in popularity in applied industrial organization research (Werden & Froeb, 1994). The random coefficient logit demand model is of particular interest, which allows for product differentiation and consumer heterogeneity. Finally, in this study, like some leading studies in the field of estimating the demand function of goods such as Hovhannisyan and Bozic (2013), uses an inverse demand system to create a structural framework of market

---

1- Assistant Professor, Agricultural Economics, Sayyed Jamaleddin Asadabadi University, Asadabad, Hamedan, Iran
(*- Crossponding Author Email: shahbazi@sjau.ac.ir)
https://doi.org/10.22067/JEAD.2023.80560.1175

behavior. In this approach, prices are endogenous. To model the inverse demand function and supply function, Leunberger's profit function approach (Luenberger, 1992) is used. Also, using the CV approach based on the study of Hovhannisyan & Bozic (2013), the amount of markup due to the existence of market power at the retail level is estimated for the years 2015-2021 in 7 selected provinces.

Results and Discussion

The choice of demand specification may significantly affect the estimation of structural coefficients. Therefore, several demand determination tests are performed using the Bewley likelihood ratio test (Bewley, 1986). The results show that there are quadratic utility effects in inverse demand functions. By using this feature, it is shown that the regional heterogeneity, i.e., $\delta_{jz} = 0$, is the same as the lagged quantity, i.e., $\theta_{mz} = 0$, the lagged price, i.e., $\theta_m = 0$ and non-linear time effects, i.e., $\sigma_{tt} = 0$, are significant effects regarding the demand for milk and cheese. But seasonality, i.e., $\rho_{js} = 0$, has a negligible effect on the market for milk and cheese. The final demand relationship is estimated based on the results of the tests of various constraints on the model. The estimation of the complete model is done using the FIML method. Based on Hovhannisyan and Gould (2012), the constraint $\tau_j \in [0,1]$is applied. The estimation results indicate the presence of nonlinearity effects (effects) in utility function. Also, regional heterogeneity (δ_{jz}), and the lagged quantity (θ_{mz}), lagged price (θ_m) and nonlinear time effects (σ_{tt}) have essential effects on milk and cheese demand. The results show that in the case of the milk industry, retailers have received the most mark up in B1 brand milk (milk produced by Iranian Dairy Industries Co.-IDIC) during the studied years. In such a way that on average they have received a markup equal to 4.8%, while this markup for milk produced by other brands is equal to 3.9%. Regarding the cheese industry, retailers receive a higher price markup for B2 cheese compared to cheese produced by competing companies of IDIC, averaging at 4.0%. However, the price markup for cheese produced by IDIC is only slightly lower, averaging at 3.9%. Also, the results show that there is a lot of regional heterogeneity among the provinces of the country (the studied provinces) in the dairy products industry that the variation in the degree of advancement of dairy industries across various provinces may be regarded as the foremost contributing factor. So that the surcharge at the retail level is different in different provinces. The price increase in B1 brand milk has changed from 3.3% in East Azarbaijan province to 7% in Razavi Khorasan province. But the retailers have received markup for milk produced by other brands, i.e. B2, from 3% in West Azarbaijan province to 6.9% in Isfahan province. In the case of cheese, the surcharge received by competing companies of IDIC has changed from 2% in Fars province to 6.5% in East Azarbaijan province. However, the retailers have received additional price from 1.5% in East Azarbaijan province to 6.7% in Fars province for the cheese produced in IDIC.

Conclusion

As anticipated, the market dynamics have exerted a significant influence on pricing, thereby shaping the incentives for milk and cheese production and, ultimately, consumption. The lack of competitive conditions in the production of milk and cheese (which has been mentioned in some studies such as Shahbazi et al., 2009 and Shahbazi & Faryadras, 2018 can reduce the consumption of milk and cheese and in the result of creating lost welfare for consumers and society. In other words, the possession of a large share of the milk market by a small number of companies (especially IDIC) and production companies makes the milk market a monopoly market, and the existence of a monopoly in the market is considered one of the most important factors that cause lost welfare for consumers. One of the processes that create competition is the development of the industry in terms of increasing the number of production companies by encouraging people to create dairy companies by providing incentive facilities from the government. Planning and investing in product advertising, especially in brands with a small market size, can help increase competition and transparency in the market. Acknowledging regional disparities in the branding and marketing of milk and cheese commodities is a crucial factor that demands attention. Additionally, factoring in market share dynamics and evolving consumer presumptions can provide valuable insights for making informed decisions regarding production and management strategies.

Keywords: Conjectural variation, Market behavior, Markup, Market power, Profit function

Journal of Agricultural Economics and Development

https://jead.um.ac.ir

مقاله پژوهشی

جلد ۳۷، شماره ۳، پاییز ۱٤۰۲، ص ۳۲۳-۳۰۹

سنجش رفتار بازار در صنعت محصولات لبنی با استفاده از تابع سود محور

حبیب شهبازی [۱*]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۲۱

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۵/۲۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۰۸

چکیده

بازار و شرایط حاکم بر آن به‌ویژه صنعت مواد غذایی همواره یکی از مسائل مهمِ پیشرویِ تصمیم‌گیران می‌باشد. زیرا شرایط بازار به لحاظ سطح رقابت برای دسترسی به کالا از منظر تصمیم‌سازان دولتی و به لحاظ قیمت برای تولید و عرضه‌کنندگان بخش خصوصی اهمیت دارد. محصولات لبنی به‌ویژه شیر و پنیر از منظر مصرف‌کننده یک کالای سلامتی‌بخش، از منظر تولیدکنندگان یک کالای تولیدی راهبردی و از منظر تصمیم‌گیرندگان دولتی یک عامل در تغییر سطح رفاه اجتماعی می‌باشد. بنابراین رفتار بازار اثر مهمی بر قیمت و از آن رو بر انگیزه تولید و در نهایت مصرف شیر و پنیر دارد. در این پژوهش سعی شده است یک چارچوب ساختاری برای بررسی رفتار صنعت محصولات لبنی به ویژه شیر و پنیر (به لحاظ سنجش سطح رقابت یا انحصار) با استفاده از تابع سود ارائه شود. همچنین با استفاده از رویکرد تغییرات حدسی (CV)[۲] بر اساس مطالعه هوانیسیان و بوزیک (Hovhannisyan and Bozic, 2013) میزان اضافه‌بهای ناشی از وجود قدرت بازاری در سطح خرده‌فروشی برای سال‌های ۱۳۹۵-۱۴۰۰ در ۷ استان منتخب برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد در مورد صنعت شیر، خرده‌فروشان بیشترین سود را در شیر برند B1 (شیر تولیدی شرکت صنایع شیر ایران) در طول سال‌های مورد مطالعه دریافت کرده‌اند. به‌گونه‌ای که بطور متوسط اضافه‌بهایی معادل ۴/۸ درصد دریافت کرده‌اند در حالی‌که این اضافه‌بها برای شیر تولیدی سایر برندها معادل ۳/۹ درصد می‌باشد. در مورد پنیر، اگرچه اضافه‌بها دریافتی خرده‌فروشان از پنیر B2 (پنیر تولیدی در شرکت‌های رقیبِ شرکت صنایع شیر ایران- بطور متوسط ۴/۰ درصد-) بیشتر است، اما تفاوت زیادی با اضافه‌بهای دریافتی پنیر تولیدی شرکت صنایع شیر ایران (بطور متوسط ۳/۹ درصد) ندارد. همچنین نتایج بیانگر آن است که ناهمسانی منطقه‌ای زیادی در بین استان‌های کشور (استان‌های مورد مطالعه) در صنعت محصولات لبنی وجود دارد بطوری‌که اضافه‌بها در سطح خرده‌فروشی در استان‌های مختلف متفاوت است که مهمترین دلیل آن می‌تواند تفاوت در سطح توسعه یافتگی در صنایع لبنی در استان‌های مختلف باشد. اضافه‌بها در شیر برند B1 از ۳/۳ درصد در استان آذربایجان‌شرقی تا ۷ درصد در استان خراسان‌رضوی تغییر داشته است. اما خرده‌فروشان برای شیر تولیدی سایر برندها یعنی B2 از ۳ درصد در استان آذربایجان‌غربی تا ۶/۹ درصد در استان اصفهان اضافه‌بها دریافت کرده‌اند. در مورد پنیر، اضافه‌بهای دریافتی شرکت‌های رقیبِ شرکت صنایع شیر ایران از ۲ درصد در استان فارس تا ۶/۵ درصد در استان آذربایجان‌شرقی تغییر داشته است. اما خرده‌فروشان برای پنیر تولیدی در شرکت صنایع شیر ایران از ۱/۵ درصد در استان آذربایجان‌شرقی تا ۶/۷ درصد در استان فارس اضافه‌بها دریافت کرده‌اند. توجه به تفاوت‌های منطقه‌ای در برندینگ و بازاریابی محصولات شیر و پنیر، اهمیت دارد. همچنین، در نظر گرفتن عوامل سهم بازاری و تغییرات حدسی نیز می‌تواند در تعیین استراتژی‌های تولید و بازاریابی مؤثر باشد.

واژه‌های کلیدی: اضافه‌بها، تابع سود، تغییرات حدسی، رفتار بازار، قدرت بازاری

۱- استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سید جمال‌الدین اسدآبادی، اسدآباد، همدان، ایران

(*- نویسنده مسئول: Email: shahbazi@sjau.ac.ir)

https://doi.org/10.22067/JEAD.2023.80560.1175

2- Conjectural Variation

مقدمه

بازار و شرایط حاکم بر آن به‌ویژه صنعت مواد غذایی همواره یکی از مسائل مهم پیشروی سیاست‌گذاران، تصمیم‌گیران و برنامه‌ریزان در بخش دولتی و خصوصی می‌باشد. زیرا شرایط بازار به لحاظ سطح رقابت یا انحصار در دسترسی به کالا از منظر تصمیم‌سازان دولتی و قیمت از منظر تولید و عرضه‌کنندگان بخش خصوصی اهمیت دارد. علاوه بر آن، هر دو عامل دسترسی و قیمت بر میزان مصرف و به تبع آن سطح رفاه مصرف‌کنندگان تأثیر بسزایی دارد. محصولات لبنی به‌ویژه شیر و پنیر از منظر مصرف‌کنندگان علاوه بر اینکه یک کالای سلامتی‌بخش، از منظر تولیدکنندگان بخش کشاورزی یک کالای تولیدی راهبردی و از منظر تصمیم‌گیرندگان دولتی یک عامل در تغییر سطح رفاه اجتماعی می‌باشد. بر اساس بررسی و گزارش موسسه ملی بهداشت ایالات‌متحده (NIH[1])، میزان کلسیم مورد نیاز هر انسان در روز ۱۳۰۰-۱۰۰۰ میلی‌گرم می‌باشد در حالی که متوسط مصرف روزانه در دنیا ۶۲۹ میلی‌گرم می‌باشد (World Population Review, 2023). مصرف سرانه شیر در سال ۲۰۲۰ در کشورهای پیشرو مانند فنلاند ۴۳۱، سوئد ۳۴۱، سوئیس ۳۱۹، قزاقستان ۲۸۸، آلمان ۲۵۹، ایالات‌متحده ۲۲۵، ترکیه ۲۳۲ و پاکستان ۱۸۳ کیلوگرم می‌باشد. در حالی که مصرف سرانه شیر در ایران در سال ۲۰۲۰، ۴۵ کیلوگرم است که تفاوت زیادی با مصرف سرانه شیر در کشورهای پیشرو دارد (World Population Review/milkconsumption by-country, 2023). در مورد پنیر، مصرف سرانه در ایران در سال ۲۰۲۰، ۴/۶ کیلوگرم است که تفاوت زیادی با مصرف سرانه پنیر در کشورهای پیشرو دارد. مصرف سرانه پنیر در سال ۲۰۲۰ در کشورهای پیشرو مانند فرانسه ۲۶/۳، آلمان ۲۴/۱، لوگزامبورگ ۲۴/۱، ایسلند ۲۴/۱، یونان ۲۳/۴، فنلاند ۲۲/۵، ایتالیا ۲۱/۷ و سوئیس ۲۱/۷ کیلوگرم می‌باشد (World Population Review/cheeseconsumption by-country, 2023).

در بیشتر این کشورها ارتباط معنی‌داری بین درآمد سرانه و مصرف لبنیات (به‌ویژه شیر و پنیر) وجود دارد بطوری‌که کشورهای ثروتمندتر نسبت به کشورهای کم درآمد، شیر بیشتری در رژیم غذایی خود داشتند یعنی افراد در کشورهای ثروتمند به‌طور متوسط روزانه ۵/۸ اونس شیر می‌نوشیدند در حالی‌که مصرف شیر در کشورهای کم درآمد به‌طور متوسط ۲/۴ اونس بوده است (World Population Review/milkconsumption by-country, 2023). رفتار بازار اثر مهمی بر قیمت و از آن رو بر انگیزه تولید و در نهایت مصرف شیر و پنیر دارد. اگرچه عواملی مانند تشویق به مصرف از طریق تبلیغات عمومی می‌تواند اثر بسزایی در مصرف داشته باشد (Shahbazi, 2015)، اما نبود شرایط رقابتی در تولید محصولات لبنی، می‌تواند باعث کاهش مصرف شیر و پنیر و در نتیجه ایجاد رفاه از دست‌رفته برای مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان و جامعه شود. به‌عبارت دیگر، داشتن سهم زیادی از بازار توسط تعداد اندکی از بنگاه‌ها و شرکت‌های تولیدکننده محصولات لبنی، بازار محصولات لبنی را بازاری شبه انحصاری نموده و وجود حالت‌هایی از انحصار در بازار از مهمترین عوامل ایجادکنندهٔ رفاه از دست‌رفته برای مصرف‌کنندگان محسوب می‌شود (Gisser, 1982; Shahbazi *et al.*,2009).

در این پژوهش سعی شده است یک چارچوب ساختاری برای بررسی رفتار بازار در صنعت محصولات لبنی به‌ویژه شیر و پنیر ارائه شود. براساس نظریه سازمان‌های صنعتی تجربی جدید (NEIO)[2] امکان کمی‌سازی رفتار بازاری بنگاه‌ها در غیاب داده‌های هزینه نهایی وجود دارد. انتخاب الگوی تقاضا در این نوع تحلیل از اهمیت کلیدی برخوردار است، زیرا الگوسازی رفتار بازاری بر نمایش صحیح ترجیحات مصرف‌کننده متکی است (Hovhannisyan and Bozic, 2013).

در گذشته، مطالعات زیادی با هدف بررسی رفتار بازار محصولات مختلف در ایران و جهان انجام شده است. برای مثال می‌توان به مطالعات حسینی و همکاران (Hosseini *et al.*, 2008)، برای بازار واردات شکر، حسینی و همکاران (Hosseini *et al.*, 2008)، برای بازار گوشت قرمز، شهبازی و حسینی (Shahbazi and Hosseini, 2009) برای سطوح مختلف تولید گوشت گاو و گوسفند، شیهکی تاش و قلی پور (Sheyhaki-Tash and Gholipour, 2013) برای بازار صنایع غذایی و آشامیدنی، با رویکرد سازمان صنعتی جدید، خداداکاشی و مرادی (Khodadad-Kashi and Moradi, 2017) برای صنعت بانکداری، خداداکاشی و همکاران (Khodadad-Kashi *et al.*, 2016) برای بخش صنعت و زراعت کیش و امیدوار (Zeraat-Kish and Omidvar, 2016)، برای بازار ماهی قزل‌آلای پرورشی ایران، اشاره کرد. در بیشتر این مطالعات از شاخص‌های مانند هرفیندال-هیرشمن و یا تغییرات حدسی استفاده شده است. اما در خارج از کشور مطالعات فراوانی به سنجش قدرت بازاری پرداخته‌اند که از آن‌ها می توان به ون و سکستون (Wann and Sexton, 1992)، اودونل (O' Donnell, 1999)، پیگوت و همکاران (Piggott *et al.*, 2000)، گودوین و ارپر (Goodwin and Harper, 2000)، اودنل و همکاران (O'Donnell *et al.*, 2007)، برگس-سمنو (Bergès-Sennou, 2006)، ویلاس-بواس (Villas-Boas, 2007)، ونگ و همکاران (Wang *et al.*, 2012)، هوانسیان و استیگرت (Hovhannisyan and Stiegert, 2011)، کوتلو و سیکلس (Kutlu and Sickles, 2012)، هوانسیان و گولد (Hovhannisyan and Gould, 2012)،

1- National Institutes of Health

2- New Empirical Industrial Organization

دانیسمان و دمیرل (Danisman and Demirel, 2018)، کاوالری و همکاران (Cavalleri *et al*., 2019)، ییلدریم و کسمن (Yildirim and Kasman, 2021)، کوپ و سکستون (Kopp and Sexton, 2021) و مک‌هاگ و همکاران (McHugh *et al*., 2021)، اشاره کرد که با رویکرد سازمان صنعتی جدید صورت گرفته است. در این مطالعات، کمّی‌سازی رفتار بازار برای محصولات مختلف غذایی در سطوح بازاریابی منظر بوده است.

پژوهش حاضر همانند برخی مطالعات پیشرو در زمینه برآورد تابع تقاضای کالاها مانند هوانیسیان و بوزیک (Hovhannisyan & Bozic, 2013) از یک سیستم تقاضای معکوس برای ایجاد چارچوب ساختاری رفتار بازار استفاده می‌شود. توابع تقاضای معکوس در تحلیل تقاضای کاربردی برای مواد فاسدشدنی مانند کالاهای کشاورزی رایج بوده است. در این رویکرد قیمت‌ها به صورت درونزا هستند. برای الگوسازی تابع تقاضای معکوس و تابع عرضه، از رویکرد تابع سود لئونبرگر (Luenberger, 1992) استفاده می‌شود. در پایان با استفاده از رویکرد تغییرات حدسی (CV)[1] بر اساس مطالعه هوانیسیان و بوزیک (Hovhannisyan and Bozic, 2013) میزان اضافه‌بهای ناشی از وجود انحصار در سطح خرده‌فروشی برآورد می‌شود.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه به منظور سنجش رفتار بازارِ محصولات لبنی (شیر و پنیر) در ایران از رویکرد تابع سود برای الگوسازی تابع تقاضا و عرضه بنگاه‌ها استفاده گردید.

الگوی تقاضا تابع سود محور: انتخاب شکل تابعی برای تبیین رفتار مصرف‌کننده و تولیدکننده سابقهٔ طولانی در علم اقتصاد دارد. در تبیین رفتار مصرف‌کنندگان، توابع انتخاب شده برای تقاضا بایستی سازگار با نظریهٔ مصرف‌کننده باشد و ویژگی‌های نظری آن را برآورده سازد، تخمین آن آسان باشد و قدرت پیش‌بینی بالایی داشته باشد. در راستای رسیدن به این اهداف، اشکال تابعی مختلفی مانند سیستم‌های تقاضای مخارج خطی، روتردام، AIDS و ترانسلوگ توسعه داده شده‌اند. برخی از توابع دارای ویژگی‌های محدودکننده‌ای می‌باشند. برای مثال در سیستم تقاضای مخارج خطی، مقدار تقاضا به‌صورت رابطهٔ خطی با درآمد بیان می‌شود و قادر نیست روابط غیرخطی را بازگو کند. اگر آن‌چنان‌که تحقیقات نشان می‌دهند رابطه‌ای غیرخطی بین تقاضا و درآمد وجود داشته باشد، استفاده از الگوی مخارج خطی موجب بروز خطای تصریح می‌شود و پارامترهای غیرصحیحی را ارائه می‌دهد. برای رفع این مشکل، الگوی سیستم تقاضای مستقیم جمع‌پذیر ضمنی (AIDADS)[2] شکل تعمیم یافتهٔ الگوی سیستم تقاضای مخارج خطی است و در آن درآمد رابطهٔ غیرخطی با مقدار تقاضا دارد، ارائه شده است (Salami and Shahbazi, 2009). در دهه‌های اخیر تحقیقات کاربردی سازمان صنعتی، محبوبیت الگوهای تقاضای انتخاب گسسته، مانند الگوی لاجیت، افزایش یافته است (Werden and Froeb, 1994). الگوی تقاضای لاجیت ضریب تصادفی مورد توجه خاص است که امکان تمایز محصول و ناهمگونی مصرف‌کننده را فراهم می‌کند (Berry, 1994). در این مطالعه بر اساس مطالعه هوانیسیان و بوزیک (Hovhannisyan & Bozic, 2013)، رویکرد تابع سود برای الگوسازی تابع تقاضا توسط لئونبرگر (Luenberger, 1992) مطرح گردید و توسط باجیو و چاوارس (Baggio and Chavas, 2009) شکل خاصی از آن بکار رفت. لئونبرگر (Luenberger, 1992) تابع سود را بصورت زیر تعریف کرد:

$$\pi(x,u,r) = \max_{b}\{b: U(x-br) \geq u, x \geq br\} \qquad (۱)$$

که در آن، $U(x)$ تابع مطلوبیتِ بیان‌کنندهِ ترجیحات مصرف‌کننده، $\pi(x,u,r)$ حداکثر تعداد سبد کالایی مرجع-$r(x)$ است که مصرف‌کننده تمایل به خرید آن را دارد. چنانچه فرض شود قیمت، واحد است، تابع سود می‌تواند بصورت «تمایل به پرداخت» برای سبد کالایی x نشان داده شود. مشتق جزئی رابطه (۱)، تمایل به پرداخت نهایی برای کالای x خواهد بود که معادل تابع تقاضای معکوس جبران‌شده (رابطه ۲) بوده (Hovhannisyan and Bozic, 2013) و با استفاده از قاعده دوگان، قیمت تعدیل‌شده لئونبرگر (Luenberger, 1992) بدست می‌آید از این قیمت می‌توان برای بدست آوردن معادله تقاضا استفاده نمود (Luenberger, 1992):

$$\mathrm{Price}_i^L(x,u) = \frac{\partial D}{\partial x_i} \qquad (۲)$$

که در آن، Price_i^L قیمت لئونبرگر و بیانگر سود نهایی کالای x_i می‌با شد. چنانچه از سی ستم تقا ضای پی شنهاد شدهٔ باجیو و چاوارس (Baggio and Chavas, 2009) استفاده شود (که هم سازگارتر و هم انعطاف‌پذیرتر ا ست)، تابع مطلوبیتِ بیان‌کنندهِ ترجیحات م صرف‌کننده زیر وجود خواهد داشت:

$$\pi(x,u) = \theta(x) - \frac{u\gamma(x)}{1-u\mu(x)} \qquad (۳)$$

که در آن، $\theta(x)$، $\gamma(x)$ و $\mu(x)$ شاخص‌های مقداری برای تأمین محدودیت‌ها $\pi(x) > 0$ و $1-u\mu(x) > 0$ بوده و بصـــورت رابطه زیر می‌باشند.

$$\theta(x) = \theta_0 + \sum_{m=1}^{N} \theta_m x_m + 0.5 \sum_{j=1}^{N}\sum_{m=1}^{n} \theta_{jm} x_j x_m \qquad (۴)$$

1- Conjectural Variation

2- An Implicitly Directly Additive Demand System

$$\gamma(x) = exp\left[\sum_{m=1}^{N} \gamma_m x_m\right] \quad (۵)$$

$$\mu(x) = \sum_{m=1}^{N} \mu_m x_m \quad (۶)$$

با ترکیب روابط (۲) و (۳)، معادله قیمت لئونبرگر (Luenberger, 1992) بدست می‌آید.

$$Price^L(x,u) = \frac{\partial\theta}{\partial x} - \frac{\partial\gamma}{\partial x}\left[\frac{u}{1-u\mu(x)}\right] - \frac{\partial\mu}{\partial x}\left[\frac{\gamma(x)u^2}{[1-u\mu(x)]^2}\right] \quad (۷)$$

بخش تقاضای مار شالی سیستم تقاضای معکوس جبران شده در رابطه (۷)، می‌تواند بوسیله رابطه دوگان بدست آید:

$$Price^{LLL}(x,u) = \frac{Price^{LL}(x)}{Price^{LL}(x)'r} = \frac{\partial\theta}{\partial x} - \frac{\partial\gamma}{\partial x}\frac{\theta(x)}{\gamma(x)} - \frac{\partial\mu}{\partial x}\frac{\theta(x)^2}{\gamma(x)} \quad (۸)$$

که در آن، $Price^{LL}(x)$ بیانگر قیمت واقعی اســـت. در نهایت، جایگزینی روابط (۴)-(۶) در رابطه (۸)، سیستم تقاضای زیر را ایجاد می‌کند.

$$Price_j(x) = \theta_0 + \sum_{m=1}^{N} \theta_{jm}\, x_m + \gamma_j\theta(x) - \mu_j\frac{\theta(x)^2}{\gamma(x)} \quad (۹)$$

کـــه در آن، $\sum_{m=1}^{N}\theta_m r_m = 1$، $\sum_{m=1}^{N}\theta_{jm} r_m = 0$، $\sum_{m=1}^{N}\gamma_m r_m = 0$ و $\sum_{m=1}^{N}\mu_m r_m = 0$ خواهد بود. برای محاسبه ناهمسانی فضایی رابطه (۴) بصورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\theta(x_z) = \theta_0 + \sum_{m=1}^{N}\theta_{mz}\, x_{mz} + \sum_{z=1}^{Z}\sum_{m=1}^{N}\delta_{jz}\, D_z x_{mz} + 0.5\sum_{j=1}^{N}\sum_{m=1}^{n}\theta_{jm}\, x_{jz} x_{mz} + \sum_{s=1}^{S}\rho_{js}\, V_{js} x_j + \quad (۱۰)$$

که در آن، D_z اثرات ثابت (متغیر موهومی) فضایی با پارامتر δ_{jz} و V_{js} اثرات فصلی (متغیر موهومی) با پارامتر ρ_{js} می‌باشد. در ضمن الگوی اثر وقفه‌ای با تبدیل θ_{mz} در رابطه (۱۰)، که وقفه بالقوه در اثر قیمت و مقدار را نشان می دهد، لحاظ می‌شود.

$$\theta_{mz} = \theta_{m0} + \sigma_{mt} t + \sigma_{tt} t^2 + \sum_{m=1}^{N}\theta_{mzl}\, x_{mz,t-1} + \theta_m Price_{mz,t-1} \quad (۱۱)$$

که در آن، $x_{mz,t-1}$ و $Price_{mz,t-1}$ وقفه یک دوره‌ای در مقدار و قیمت است. معرفی یک متغیر جدید در سیستم، یک محدودیت جدیدی با مجموع وزنی ضرایب برابر صفر با وزن r ایجاد می‌کند. انتخاب r با انگیزه تجربی در تحلیل تقاضا مرتبط است و از قالب ساختاری مورد نیاز که متضمن قیمت غیر ثابت برای تمامی کالاها است، استفاده می‌شود.

یک نکته مهم در کاربردهایی که از تابع سود استفاده می‌کنند، انتخاب سبد مرجع است. در این مطالعه فرض می‌شود که سبد مرجع فقط شامل کالاهای خصوصی‌ای است که در بین مصرف‌کنندگان ثابت هستند. همچنین به دلایلی که قبلاً توضیح داده شد، یک بسته مرجع غیر صفر نیز از یک سبد که شامل یک واحد از هر محصول است (Hovhannisyan and Bozic, 2013)، ساخته می‌شود سپس توابع قیمت لئونبرگر (Luenberger, 1992) در این زمینه به عنوان تمایل مصرف‌کننده به پرداخت برای واحدهای اضافی از محصول در نمونه تفسیر می‌شود. در نهایت، شناسایی پارامترهای ساختاری بر اساس تغییرات زمانی و مقطعی متغیرها است. به طور خاص، انتقال‌دهنده تابع تقاضا شامل اثرات منطقه‌ای (استان‌های کشور) و همچنین سایر متغیرها از جمله قیمت وقفه‌ای می‌باشد که برون‌زا هستند. علاوه بر این، از قیمت شیر در سطح مزرعه به عنوان یک انتقال‌دهنده تابع عرضه استفاده می‌شود، با این فرض که ذائقه عمومی برای محصولات لبنی (شیر و پنیر)، برون‌زا است.

تابع عرضه: برای بدست آوردن تابع عرضه، از هزینه و درآمد نهایی بنگاه‌ها استفاده می‌شود. درآمد نهایی با استفاده از رویکرد *CV* با استفاده از روابط کشش قیمت از سیستم تقاضای معکوس بدست می‌آید (Hyde and Perlof, 1998). ضرایب *CV*، درجه رقابت را با استفاده از «حدس یا انتظارات»[1] بنگاه بر واکنش جمعی رقبا به تغییر در متغیر راهبردی مورد سنجش قرار می‌دهد (Bewley, 1986). با وجود مزایای این روش، انتقاداتی مانند «عدم انعکاس رفتار بازار» و «عدم امکان برآورد آثار پویایی با الگوهای بازارانحصار چندجانبه ایستا» به آن وارد است (Corts, 1999). در مقابل گنسوو و مولین (Genesove and Mullin, 1998)، دقت الگوی *CV* را با استفاده از داده‌های تاریخی و الگوی هزینه نهایی نشان داد. رویکرد منو[2] (که بر اساس الگوی تقاضای انتخاب گسسته ایجاد شده است)، مبنایی را برای مطالعات NIEO جدید ایجاد کرد (برای مثال، Berry, 1994; Villas-

1- Conjecture

2- Menu approach

(Boas, 2007; Cohen and Cotterill, 2011). این رویکرد سناریوهای مختلف عرضه را مقایسه و بهترین را انتخاب می‌کند. دار و همکاران (Dhar et al., 2005) و وانگ و همکاران (Wang et al., 2010)، رویکرد CV را رویکردی مناسب‌تر در مقایسه با دیگر الگوها معرفی کردند. در نهایت، رویکرد CV به اندازه کافی انعطاف‌پذیری برای لحاظ نمودن پویایی در مطالعاتی نظیر فریدمن و مزرتی (Friedman and Mezzett, 2002)، دیکسون و سوما (Dixon and Somma, 2003) و کوتلو و سیکلس (Kutlu and Sickles, 2012) شناخته شده است. برای بدست آوردن تابع عرضه، ابتدا فرض می‌شود که تابع سود برای تعدادی از بنگاه‌ها بصورت زیر می‌باشد:

$$\pi(x) = \max_{x}\left[\sum_{j=1}^{N} x_i\left(Price_j(x) - MC_j\right)\right] \quad (۱۲)$$

که در آن، x_i مقدار، $Price_j(x)$ قیمت و MC_j هزینه نهایی محصول می‌باشد. شرایط تعادل بازار با رویکرد *CV* بصورت زیر خواهد بود.

$$MC_j(x_j) = Price_j + \tau_j \sum_{i=1}^{N} \frac{\partial Price_i}{\partial x_i} x_j \quad (۱۳)$$

که در آن، طرف راست رابطه، درآمد نهایی «مؤثر» برای محصول و τ_j ضریب *CV* می‌باشد. با لحاظ نمودن حساسیت قیمت برای تمامی محصولات در رابطه (۱۳) (یعنی $\sum_{i=1}^{N} \frac{\partial Price_i}{\partial x_i} x_j$ بجای $\frac{\partial Price_i}{\partial x_i} x_j$)، تمامی محصولات بازار در نظر گرفته می‌شود. چنانچه τ_j برابر یک باشد، نشان‌دهنده انحصار کامل و چنانچه برابر صفر باشد، نشان‌دهنده رقابت کامل می‌باشد. همچنین چنانچه $\tau_j = \frac{1}{n}$ باشد (n تعداد بنگاه‌های بازار است)، بازار بصورت الگوی کورنات می‌باشد. در این مطالعه τ_j بصورت شاخص تعدیل‌شده لرنر تعریف می‌شود یعنی $\tau_j = -L\varepsilon = -\left[\frac{Price - MC}{Price}\right]\left[\frac{\partial Price}{\partial x}\frac{x}{Price}\right]$. به منظور توسعه تابع عرضه، حساسیت قیمت با استفاده از برآورد رابطه (۹) و جایگزینی آن در رابطه (۱۳) بدست می‌آید. با دیفرانسیل‌گیری از دو طرف رابطه (۹)، رابطه حساسیت قیمت بدست می‌آید که بصورت زیر می‌باشد:

$$\frac{\partial Price_j}{\partial x_i} = \theta_{ji} + \gamma_i\left[\theta_j + \sum_{j=1}^{N}\theta_{jt}\, x_t\right] - \frac{\mu_j\theta(x)}{\gamma(x)}\left[2\left[\theta_j + \sum_{j=1}^{N}\theta_{jt}\, x_t\right] - \mu_j\theta(x)\right] \quad (۱۴)$$

در نهایت با جایگزینی رابطه (۱۳) در رابطه (۱۲)، تابع عرضه بدست می‌آید:

$$Price_j = MC_j(x_j) - \tau_j\sum_{i=1}^{N}\left[\theta_{ji} + \gamma_i\left[\theta_j + \sum_{j=1}^{N}\theta_{jt}\, x_t\right] - \frac{\mu_j\theta(x)}{\gamma(x)}\left[2\left[\theta_j + \sum_{j=1}^{N}\theta_{jt}\, x_t\right] - \mu_j\theta(x)\right]\right]x_i \quad (۱۵)$$

پرسش باقیمانده آن است که چگونه تابع هزینه نهایی در رابطه (۱۵) برآورد شود. هاید و پرلوف (Hyde and Perlof, 1998)، از شکل تابع خطی اجزاء هزینه خرده‌فروشی و عمده‌فروشی استفاده کردند که بصورت زیر می‌باشد:

$$MC_j(x_j) = C_j - a_j FP_j + b_j \mathrm{RW} \quad (۱۶)$$

که در آن، FP_j قیمت نهاده اولیه (شیر) و RW دستمزد است. در حالت کلی، رابطه (۱۵) می‌بایست اجزاء هزینه‌ای باشد که از یک نشان تجاری (برند) به نشان تجاری دیگر تغییر می‌کند و بیانگر تغییرات بین اضافه‌بها در سطوح مزرعه و خرده‌فروشی باشد. با این وجود، پژوهشگران به ندرت دسترسی به اطلاعات دقیق برای تأمین تغییرات هزینه بر اساس نشان تجاری را دارند. بنابراین، تنها راه، عوامل برونزایی مانند قیمت نهاده اولیه و دستمزد برای تولید کالای نهایی می‌باشد. ضریب CV یعنی τ_j اهمیت زیادی در تحلیل دارد. بنابراین تغییرات این ضریب برای سال‌ها و شهرهای مختلف در نظر گرفته می‌شود.

$$\tau_{ji} = \tau_{j1} + d_{ji}D_i + e_{ji}D_i t \quad (۱۷)$$

که در آن، τ_{ji} ضریب CV برای محصول jام در بازار (شهر یا استان) iام است. τ_{j1} ضریب محصول در بازار مرجع، d_{ji} اثر شهر و e_{ji} اثر زمان را نشان می‌دهد. از رابطه (۱۷) برای محاسبه τ_{ji}، از شاخص لرنر تعدیل‌شده با کشش، با استفاده از تخمین‌های τ_{j1}، d_{ji} و e_{ji} در میانگین متغیرهای موهومی شهر و زمان استفاده می‌شود. در نهایت، متغیرهای انتقال‌دهنده تقاضا، شامل اثر استان، وقفه مقدار و قیمت است. همچنین در تابع عرضه قیمت شیر در سطح مزرعه بعنوان متغیر انتقال‌دهنده عرضه تعیین می‌شود.

مقادیر تجربی چارچوب ساختاری در یک تحلیل اقتصادسنجی از رقابت خرده‌فروشی ایران در بازاریابی محصولات لبنی (شیر و پنیر) بررسی خواهد شد. این مطالعه بر اساس داده‌های ماهانه فروش محصولات لبنی (شیر و پنیر) و ارزش واحد از سال ۱۳۹۵ تا ۱۴۰۰ (۶ سال) است. انتخاب محصول به دلیل افزایش علاقه دولت و وزارت جهاد کشاورزی برای کسب اطلاعات نسبت به رقابت در بازارهای لبنیات به ویژه شیر ایران است. شیر بزرگترین گروه کالاهای خوراکی به ویژه لبنیات در سطح خرده فروشی است. صنعت تولید محصولات لبنی (شیر و پنیر) در سطح تولید (کارخانجات) شبیه به یک بازار شبه انحصاری است. از مجموع ۵۷۰ شرکت تولیدکننده محصولات لبنی، که در قالب ۱۰۳ نشان تجاری (برند) عضو انجمن صنایع فراورده‌های لبنی ایران فعالیت می‌کنند، ۸ برند (شامل دامداران، روزانه، پاک، میهن، کالبر، پگاه، کاله و هراز) سهم بیشتری در تولید و بازار را دارند. از میان این شرکت‌ها، بر اساس مطالعه شهبازی و همکاران (Shahbazi *et al.*, 2009) در دهه گذشته، یک تولیدکننده بزرگ (شرکت صنایع شیر ایران–پگاه) ۵۰ درصد از کل سهم بازار را به خود اختصاص داده است. اما با وجود اینکه در سال‌های اخیر این سهم کاهش چشمگیری داشته است، بطوری‌که در سال ۱۴۰۰، از ۷/۸۵ میلیون تن شیر خام تولیدی کشور (Food and Agricultural organization, faostat/en/#data/QI, 2023)، میزان شیر خام مصرفی این شرکت حدود ۱/۲۸میلیون تن بوده است (سهم ۱۶/۳ درصدی)، و از ۳/۹۸ میلیون تن شیر مصرفی کشور (World Population Review/milkconsumption by-country, 2023)، ۰/۴۰۶ میلیون تن (Stock Exchange Organization, 2023) شیر توسط ۸ شرکت بورسی این برند تولید می‌شود (سهم ۱۰/۲ درصدی)، هنوز سهم بالایی از مصرف شیر خام کشور و از آن رو سهم بالایی از برند این شرکت در سبد شیر مصرفی خانوارها مشاهده می‌شود. بنابراین، بزرگترین شرکت صنعتی ایران در صنعت شیر است. به همین دلیل، یک تجزیه و تحلیل در سطح نام تجاری انجام می‌شود و محصولات را به عنوان ترکیبی از برند ۱ (B1) یعنی شیر برند ۱ و پنیر برند ۱ تعریف می‌شود. شرکت صنایع شیر ایران از مجموع ۳۲ شرکت تابعه، ۸ شرکت بورسی دارد که در ۷ استان پراکنده هستند. این استان‌ها شامل آذربایجان‌غربی و شرقی، فارس، اصفهان، خراسان، گلپایگان (اصفهان)، گلستان و گیلان می‌باشند که ۱/۲ ارزش کل بازار بورس را در اختیار دارد. نگاهی به تولید و فروش این شرکت در بین سال ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰ نشان می‌دهد که حدود ۱۲/۹ درصد مجموع تولید وزنی این شرکت‌ها کاهش داشته است. البته مجموع وزنی تولید شیر کشور بر اساس آمار سازمان خواروبار (Food and Agricultural organization, faostat/en/#data/QI, 2023)، ۶/۳۱ درصد کاهش داشته است. بنابراین سهم بازاری شرکت صنایع شیر ایران در بین سال ۱۳۹۹ و ۱۴۰۰، ۷/۰۱ درصد کاهش داشته است.[۱] بنابراین به عنوان مبنای تجزیه و تحلیل استفاده شده است. این آمارها یک مسئله ایجاد می‌کند که در آن می‌توان رابطه بین رفتار بازار و قدرت بازار خرده‌فروشی را مشاهده کرد. با توجه به دوره نمونه ۶ ساله (ماهانه)، (۷ استان،[۲] هر کدام با ۱۲۰ مشاهده برای ۲ محصول شیر و پنیر)، ۸۴۰ مشاهده[۳] وجود دارد. همچنین تولید سایر شرکت‌ها را تحت عنوان برند ۲ (B2) یعنی شیر برند ۲ و پنیر برند ۲ قرار می‌گیرد. جدول ۱ آمار تولید و فروش شرکت‌های بورسی شرکت صنایع شیر ایران را نشان می‌دهد.

داده‌های مورد نیاز این مطالعه، میزان تولید (فروش) و قیمت خرده فروشی ماهانه شیر و پنیر شرکت صنایع شیر ایران به عنوان (B1) در ۷ استان آذربایجان غربی و شرقی، فارس، خراسان اصفهان، گلستان، گیلان و میزان تولید (فروش) و قیمت خرده‌فروشی ماهانه شیر و پنیر سایر برندها به عنوان (B2) یعنی شیر برند ۲ و پنیر برند ۲ می‌باشد. قیمت شیر خام در سطح مزرعه و دستمزد نیروی‌کار از دیگر داده‌های مورد نیاز است. این اطلاعات از شرکت صنایع شیر ایران، انجمن صنایع فرآورده‌های لبنی ایران، شرکت پشتیبانی امور دام کشور و مرکز آمار ایران بدست می‌آید.

نتایج و بحث

در این مطالعه از نرم‌افزار GAUSS برای برآورد الگو (روابط ۱۱، ۱۶ و ۱۷) استفاده شده است. انتخاب مشخصات تقاضا ممکن است

۱– اگر میزان تولید شرکت صنایع شیر ایران، Z و اگر Y کل عرضه بازاری شیر در سال ۱۳۹۹ باشد، میزان تولید تولید شرکت صنایع شیر ایران به $(1-0.129)Z$ و عرضه کل بازار $(1-0.631)Y$ واحد در سال ۱۴۰۰ خواهد بود. اگر سهم از بازار در سال ۱۳۹۹ برابر $\frac{Z}{Y}$ باشد، سهم بازاری در سال ۱۴۰۰، معادل $\frac{(1-0.129)*Z}{(1-0.631)Y}$ خواهد بود که میزان کاهش سهم بازاری برابر $1-\frac{(1-0.129)}{(1-0.631)}=0.0701$ خواهد بود.

۲– آمار شرکت صنایع شیر گلپایگان و شرکت صنایع شیر اصفهان در استان اصفهان تجمیع می‌شود.

۳– اگرچه با احتساب ۶ سال داده ماهانه برای ۷ استان، می بایست برای ۲ محصول، ۱۰۰۸ مشاهده وجود داشته باشد اما به دلیل فقدان برخی آمارها در برخی از ماه‌ها به این تعداد مشاهده تقلیل یافته است.

تأثیر زیادی بر برآورد ضرایب ساختاری داشته باشد. بنابراین، چندین آزمون تعیین تقاضا را با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی بولی (Bewley, 1986) انجام می‌شود. یک مزیت مهم آزمونِ نسبتِ درستنماییِ بولی نسبت به آزمون نسبت درستنمایی سنتی این است که هیچ فرض مجانبی برای انتخاب الگو مورد نیاز نیست. جدول ۲ نتایج آزمون تقاضای مشترک را نشان می‌دهد. در ابتدا برای اثرات مطلوبیت غیرخطی یعنی $\mu_j = 0$ در رابطه (۹) آزمون می‌شود. نتایج آزمون χ^2 نشان می‌دهد که اثرات مطلوبیت درجه دوم در توابع تقاضای معکوس وجود دارد. با استفاده از این ویژگی، نشان داده می‌شود که ناهمسانی منطقه‌ای یعنی $\delta_{jz} = 0$ (در رابطه ۱۰)، همانند وقفه مقدار یعنی $\theta_{mz} = 0$ (در رابطه ۱۱)، وقفه قیمت یعنی $\theta_m = 0$ (در رابطه ۱۱) و اثرات زمانی غیرخطی یعنی $\sigma_{tt} = 0$ (در رابطه ۱۱) اثرات مهمی با توجه به تقاضای شیر و پنیر هستند. بنابراین، از این مشخصات تقاضا در برآورد الگوی کامل استفاده می‌شود.

جدول ۱- آمار تولید و فروش شرکت‌های بورسی شرکت صنایع شیر ایران (۱۳۹۹ و ۱۴۰۰)

Table 1- Production and sales statistics of Stock exchange companies of Iranian Dairy Industries Co. (2020 and 2021)

نام شرکت Company	فروش خالص سال ۱۴۰۰ Sales in 2021 (Mil RLS)	فروش خالص سال ۱۳۹۹ Sales in 2020 (Mil RLS)	فروش وزنی سال ۱۴۰۰ Production in 2021 (tons)	فروش وزنی سال ۱۳۹۹ Production in 2020 (tons)	متوسط قیمت فروش سال ۱۴۰۰ Price Mean in 2021 (10 RLS)	سود خالص Gross Margin (Mil RLS)
آذربایجان غربی (W. Azerbaijan)	655786	4259021	52179	50941	125.7	366180
آذربایجان شرقی (E. Azerbaijan)	10610993	6037799	54669	52909	194	364603
فارس (Fars)	9866892	6974751	67449	78572	164.3	184552
اصفهان (Esfahan)	18651716	13339160	80795	123757	230.8	861070
خراسان (R. Khorasan)	6211749	4233243	46186	45549	134.5	322517
گلپایگان (Golpaigan)	8375643	6224937	39068	42230	211.5	474540
گلستان (Golestan)	6164061	4002241	29084	30791	211.9	364439
گیلان (Guilan)	4193286	2685077	35889	36905	116.8	152499
جمع (Total)	70634126	47756219	405859	461654	174	3072400

مأخذ: سازمان بورس اوراق بهادار (۱۴۰۱)

Source: Stock Exchange Organization, 2023

جدول ۲- نتایج آزمون تقاضای مشترک

Table 2- Result of joint demand model test

الگوی تقاضا Demand Model		فرضیه Hypothesis	تعداد قیود و درجه آزادی Restriction and DF	نسبت درستنمایی Likelihood Ratio
الگوی ۱ Model 1	مطلوبیت غیرخطی Nonlinear Utility	$\mu_j = 0$	4	47.32**
الگوی ۲ Model 2	ناهمسانی منطقه‌ای Regional heteroscedasticity	$\delta_{jz} = 0$	18	192.50***
	وقفه مقدار Lagged Quantity	$\theta_{mz} = 0$	4	68.92**
	وقفه قیمت Lagged Price	$\theta_m = 0$	4	82.35**
	فصلی بودن Seasonality	$\rho_{js} = 0$	18	4.2
	زمان غیرخطی Nonlinear time	$\sigma_{tt} = 0$	6	38.2*

مأخذ: محاسبات تحقیق

***، ** و * معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

Source: Research finding

***, ** and * Significant in 1, 5 and 10 percent

جدول ۳- برآورد الگوی تقاضای معکوس مقید (رابطه ۱۰)

Table 3- Estimation of restricted inverse demand model (Equation 10)

ضریب Coefficient	برآورد Estimator	خطای استاندارد S.E	آماره t t Statics	ضریب Coefficient	برآورد Estimator	خطای استاندارد S.E	آماره t t Statics
θ_1	0.6280***	0.090230	6.96	θ_{31L}	-0.0010***	-0.000130	7.71
θ_2	0.1120***	0.019823	5.65	θ_{32L}	-0.0006***	-0.000113	5.33
θ_3	0.0020***	0.000267	7.50	θ_{33L}	0.0080***	0.002204	3.63
θ_4	0.2420	0.166897	1.45	θ_{34L}	-0.00005**	-0.000025	2.02
θ_{11}	-0.0050***	-0.001094	4.57	θ_{41L}	-0.0009***	-0.000183	4.91
θ_{12}	0.0010***	0.000202	4.95	θ_{42L}	-0.0006**	-0.000258	2.33
θ_{13}	0.0006*	0.000321	1.87	θ_{43L}	-0.0006***	-0.000153	3.91
θ_{14}	0.0040*	0.002367	1.69	θ_{44L}	0.0090***	0.001243	7.24
θ_{22}	-0.0230**	-0.010952	2.10	σ_1	0.0100***	0.002959	3.38
θ_{23}	0.0010***	0.000147	6.81	σ_2	-0.0210***	-0.003116	6.74
θ_{24}	0.0060***	0.001829	3.28	σ_3	0.0160***	0.002130	7.51
θ_{33}	-0.0300***	-0.004800	6.25	σ_4	-0.0050***	-0.000781	6.40
θ_{34}	0.0020***	0.000415	4.82	σ_{11}	0.0032	0.002388	1.34
θ_{44}	-0.0050***	-0.000698	7.16	σ_{22}	0.0006***	0.000079	7.58
γ_1	-0.0260***	-0.006566	3.96	σ_{33}	-0.0009	-0.000703	1.28
γ_2	-0.0220***	-0.003051	7.21	σ_{44}	-0.0029***	-0.000592	4.90
γ_3	0.0130***	0.002265	5.74	δ_{12}	0.0020***	0.000590	3.39
γ_4	0.0350***	0.009235	3.79	δ_{13}	-0.0010***	-0.000137	7.28
μ_1	0.0002**	0.000081	2.47	δ_{14}	0.0005	0.000391	1.28
μ_2	-0.0001***	-0.000014	7.27	δ_{15}	0.00065***	0.000104	6.28
μ_3	-0.0001***	-0.000017	5.97	δ_{16}	0.00065***	0.000132	4.94
μ_4	0.0002***	0.000029	6.98	δ_{17}	-0.0010***	-0.000169	5.92
θ_{1L}	1.2650	0.816129	1.55	δ_{23}	0.0060***	0.001422	4.22
θ_{2L}	-0.0350***	-0.004575	7.65	δ_{24}	0.0060***	0.001049	5.72
θ_{3L}	0.2870***	0.042582	6.74	δ_{25}	-0.0008***	-0.000187	4.27
θ_{4L}	-1.5170**	-0.656710	2.31	δ_{26}	-0.0010***	-0.000233	4.30
θ_{11L}	0.0320***	0.010526	3.04	δ_{27}	0.00072***	0.000095	7.57
θ_{12L}	-0.0030***	-0.000824	3.64	δ_{34}	-0.0010***	-0.000141	7.09
θ_{13L}	-0.0010***	-0.000198	5.04	δ_{35}	0.0005***	0.000084	5.94
θ_{14L}	-0.0080***	-0.001798	4.45	δ_{36}	0.0020*	0.001099	1.82
θ_{21L}	-0.0060***	-0.000828	7.25	δ_{37}	0.0005***	0.000203	2.46
θ_{22L}	0.0160***	0.002698	5.93	δ_{45}	0.0020***	0.000392	5.10
θ_{23L}	-0.0005**	-0.000189	2.65	δ_{46}	0.0007***	0.000100	7.02
θ_{24L}	0.0008***	0.000100	7.97	δ_{47}	-0.00085***	-0.000130	6.52

مأخذ: محاسبات تحقیق

***، ** و * معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

Source: Research finding

***, ** and * Significant in 1, 5 and 10 percent

بر اساس نتایج آزمون های قیود مختلف بر الگو، رابطه نهایی تقاضا (رابطه ۱۰) برآورد می‌گردد و برآورد الگوی کامل با استفاده از روش حداکثر درستنمایی اطلاعات کامل (FIML[1]) صورت می‌گیرد. لازم به ذکر است که بر اساس هوانسیان و گولد (Hovhannisyan and Gould, 2012)، قید $\tau_j \in [0,1]$ نیز اعمال می‌شود. مزیت روش FIML نسبت به رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SURE[2])، حداکثر درستنمایی اطلاعات محدود، یا سایر روش‌های تخمین مشابه این است که ماهیت واقعی همزمانی بین معادلات عرضه و تقاضا را توضیح می‌دهد. بنابراین، روش FIML تخمین بی‌طرفانه و ثابتی از ضرایب ارائه می‌دهد. نتایج برآورد در جدول ۳، ارائه شده است. این الگو برازش خوبی از داده‌ها را ارائه می‌دهد و اکثر تخمین‌های ضرایب از نظر آماری در سطوح ۱ یا ۵ درصد خطا، معنی‌دار هستند. در این الگو وجود اثرات مطلوبیت غیرخطی یعنی μ_j مشاهده می‌شود. همچنین ناهمسانی منطقه‌ای یعنی δ_{jz}، وقفه مقدار یعنی θ_{mz}، وقفه قیمت یعنی θ_m (و اثرات زمانی غیرخطی یعنی σ_{tt}) اثرات مهمی بر تقاضای شیر و پنیر دارند.

در جدول ۴، نتایج برآورد الگوی عرضه محصول بر اساس رابطه (۱۶) آمده است. همانطور که در رابطه (۱۶) اشاره شده است، b_j ضریب متغیر FP_j یعنی قیمت نهاده اولیه (شیر)، a_j ضریب متغیر RW یعنی دستمزد و C_j عرض از مبدء است. همانطور که مشاهده می‌شود، بیشتر ضرایب در سطح ۱ و ۵ درصد معنی‌دار هستند. در این الگو، سطح معنی‌داری متغیر دستمزد (b_j) برای هر دو محصول و برند از قیمت نهاده اولیه (شیر خام-a_j) در هر دو محصول و برند بیشتر است. با توجه به اینکه قیمت شیر خام توسط دولت تعیین می شود (و

1- Full Information Maximum Likelihood

2- Seemingly Unrelated Regression Equation

معمولاً کمتر از قیمت مورد ر ضایت دامداران ا ست)، قیمت شیر خام، عامل کمتر معنی‌داری در عرضه محصول است.

در جدول ۵ نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱۷)، یعنی رابطه هزینه نهایی نشان داده شده است. اکثر ضرایب در این الگو معنی‌دار هستند. در این الگو اثرات مربوط تلاقی استان و زمان دیده می‌شود. در این الگو بیشتر ضرایب در سطح ۱ و ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند.

جدول ٤- برآورد الگوی عرضه محصول (رابطه ١٦)

Table 4- Estimation of supply model (Equation 16)

ضریب Coefficient	برآورد Estimator	خطای استاندارد S.E	آماره t t Statics	ضریب Coefficient	برآورد Estimator	خطای استاندارد S.E	آماره t t Statics
C_1	0.125**	0.050607	2.47	a_3	-0.021***	-0.00334	6.29
C_2	0.267**	0.105534	2.53	a_4	0.006***	0.001051	5.71
C_3	0.068***	0.013737	4.95	b_1	0.002***	0.000548	3.65
C_4	0.159	0.123256	1.29	b_2	0.006***	0.001442	4.16
a_1	0.019***	0.002691	7.06	b_3	-0.025***	-0.00417	6.00
a_2	0.011*	0.00567	1.94	b_4	0.0001**	0.00368	2.72

مأخذ: محاسبات تحقیق

***، ** و * معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

Source: Research finding

***, ** and * Significant in 1, 5 and 10 percent

جدول ۵- برآورد ضرایب هزینه نهایی (رابطه ۱۷)

Table 5- Estimation of marginal cost coefficient (Equation 17)

ضریب Coefficient	برآورد Estimator	خطای استاندارد S.E	آماره t t Statics	ضریب Coefficient	برآورد Estimator	خطای استاندارد S.E	آماره t t Statics
τ_{11}	0.041***	0.013141	3.12	τ_{31}	0.039***	0.009028	4.32
d_{12}	0.001***	0.000256	3.9	d_{32}	0.015***	0.002344	6.4
d_{13}	0.015***	0.00297	5.05	d_{33}	0.024**	0.009023	2.66
d_{14}	-0.001***	-0.00028	3.53	d_{34}	-0.029***	-0.00572	5.07
d_{15}	0.047***	0.012208	3.85	d_{35}	-0.032**	-0.01429	2.24
d_{16}	0.097***	0.019284	5.03	d_{36}	-0.07***	-0.01872	3.74
e_{11}	-0.075***	-0.01724	4.35	e_{31}	0.039**	0.013311	2.93
e_{12}	0.064***	0.008579	7.46	e_{32}	0.041***	0.010705	3.83
e_{13}	0.042***	0.007131	5.89	e_{33}	0.098	0.062025	1.58
e_{14}	-0.054***	-0.00969	5.57	e_{34}	0.046**	0.019247	2.39
e_{15}	-0.029***	-0.00527	5.5	e_{35}	0.092***	0.030164	3.05
e_{16}	-0.034***	-0.00637	5.34	e_{36}	-0.025*	-0.01214	2.06
τ_{21}	0.006***	0.000888	6.76	τ_{41}	0.003**	0.001288	2.33
d_{22}	0.004**	0.001347	2.97	d_{42}	-0.061***	-0.01552	3.93
d_{23}	0.087***	0.01392	6.25	d_{43}	0.057**	0.026761	2.13
d_{24}	0.075**	0.033937	2.21	d_{44}	-0.045	-0.04369	1.03
d_{25}	-0.064***	-0.00974	6.57	d_{45}	0.054*	0.029189	1.85
d_{26}	0.04	0.023669	1.69	d_{46}	-0.003***	-0.00054	5.58
e_{21}	0.022**	0.007407	2.97	e_{41}	0.079***	0.012461	6.34
e_{22}	0.033	0.024444	1.35	e_{42}	-0.061**	-0.02337	2.61
e_{23}	0.018***	0.005357	3.36	e_{43}	0.081***	0.01514	5.35
e_{24}	-0.019***	-0.0031	6.13	e_{44}	-0.064***	-0.01502	4.26
de_{25}	0.026***	0.004037	6.44	de_{45}	-0.061	-0.03675	1.66
e_{26}	0.085**	0.03972	2.14	e_{46}	-0.08**	-0.03306	2.42

مأخذ: محاسبات تحقیق

***، ** و * معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

Source: Research finding

***, ** and * Significant in 1, 5 and 10 percent

جدول ٦- برآورد شاخص کشش تعدیل شده لرنر

Table 6- Adjusted Lerner Elasticity Index

	استان Province	شیر برند ۱ B1 Milk	پنیر برند ۱ B1 Cheese	شیر برند ۲ B2 Milk	پنیر برند ۲ B2 Cheese
CV	آذربایجان غربی (W. Azerbaijan)	0.045***	0.053***	0.03***	0.04***
	آذربایجان شرقی (E. Azerbaijan)	0.033***	0.015**	0.057***	0.065***
	فارس (Fars)	0.015***	0.067***	0.052***	0.02**
	اصفهان (Esfahan)	0.045***	0.027*	0.069***	0.047
	خراسان (R. Khorasan)	0.07**	0.026***	0.019**	0.016**
	گلستان (Golestan)	0.067***	0.023	0.015**	0.031***
	گیلان (Guilan)	0.061***	0.064	0.034*	0.063***
	متوسط استان‌ها	0.048	0.039	0.039	0.040
SE	آذربایجان غربی (W. Azerbaijan)	0.00775	0.01157	0.00490	0.00533
	آذربایجان شرقی (E. Azerbaijan)	0.00752	0.00485	0.01418	0.01522
	فارس (Fars)	0.00202	0.01591	0.00773	0.00662
	اصفهان (Esfahan)	0.00619	0.01399	0.02110	0.04123
	خراسان (R. Khorasan)	0.02527	0.00349	0.00785	0.00721
	گلستان (Golestan)	0.00946	0.01901	0.00475	0.00440
	گیلان (Guilan)	0.01023	0.05818	0.01878	0.00873
t Ratio	آذربایجان غربی (W. Azerbaijan)	5.81	4.58	6.12	7.5
	آذربایجان شرقی (E. Azerbaijan)	4.39	3.09	4.02	4.27
	فارس (Fars)	7.42	4.21	6.73	3.02
	اصفهان (Esfahan)	7.27	1.93	3.27	1.14
	خراسان (R. Khorasan)	2.77	7.44	2.42	2.22
	گلستان (Golestan)	7.08	1.21	3.16	7.04
	گیلان (Guilan)	5.96	1.1	1.81	7.22

مأخذ: محاسبات تحقیق

***، ** و * معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

Source: Research finding

***, ** and * Significant in 1, 5 and 10 percent

براساس نتایج جدول ۳، ۴ و ۵، شاخص کشش تعدیل شده لرنر (تغییرات حدسی) قابل برآورد است. در جدول ۶ نتایج مربوط به برآورد تغییرات حدسی، خطای استاندارد و آماره t آمده است. معنی‌داری این پارامتر به روش دلتا در نرم‌افزار GAUSS بدست آمده است. تمام تخمین‌های شاخص لرنر به جز ۳ مورد از نظر آماری معنی‌دار هستند.

همانطور که مشاهده می‌شود ناهمسانی منطقه‌ای زیادی در برند شیر و پنیرهای گوناگون در سطح استان‌های منتخب وجود دارد. در مورد شیر، به نظر می‌رسد خرده‌فروشان بیشترین اضافه‌بها را در شیر B1 (شیر تولیدی شرکت صنایع شیر ایران) دریافت کرده‌اند. به گونه ای که این اضافه‌بها بطور متوسط ۴/۸ درصد است، در حالیکه برای شیر تولیدی سایر شرکت‌ها ۳/۹ درصد می‌باشد. البته این اضافه‌بها در استان های مختلف متفاوت است بطوریکه از ۳/۳ درصد در آذربایجان شرقی تا ۷ درصد در خراسان رضوی تغییر داشته است. اما خرده‌فروشان بابت شیر تولیدی سایر شرکت‌ها از ۳ درصد در آذربایجان غربی تا ۶/۹ درصد در اصفهان اضافه‌بها دریافت کرده‌اند. بنابراین وجود اضافه‌بها در سطح خرده‌فروشی نشان از انتقال قدرت بازاری از سطح تولید به سطح خرده فروشی دارد. یعنی نه‌تنها نشانه هایی از رهبری بازار توسط شرکت صنایع شیر ایران در سطح تولیدکننده وجود دارد (بر اساس سهم بازاری بالا در تولید و فروش) بلکه در سطح خرده‌فروشی موجب ایجاد اضافه بها نیز گشته است. اضافه‌بهای بالاتر برای خرده‌فروش می‌تواند ناشی از ضعف در رقابت با سایر برندها باشد، اما چون پیشتر نشان داده شد که شرکت صنایع شیر ایران، سهم بازاری بالاتری از سایر برندها دارد، احتمالا اضافه‌بها بالاتر در سطح خرده‌فروشی ناشی از قدرت بازاری این شرکت است (نه ضعف رقابت آن). در مورد پنیر، اگرچه اضافه‌بها دریافتی خرده‌فروشان از پنیر B2 (پنیر تولیدی در شرکت‌های رقیبِ شرکت صنایع شیر ایران- بطور متوسط ۴/۰ درصد-) بیشتر است، اما تفاوت زیادی با اضافه‌بهای دریافتی پنیر تولیدی شرکت صنایع شیر ایران (بطور متوسط ۳/۹ درصد) ندارد. البته این اضافه‌بها در استان‌های

منتخب مختلف متفاوت است. بطوری‌که اضافه‌بهای دریافتی خرده فروشان بابت پنیر تولیدیِ شرکت‌های رقیبِ شرکت صنایع شیر ایران از ۲ درصد در فارس تا ۶/۵ درصد در آذربایجان شرقی تغییر داشته است. اما بابت پنیر تولیدی در شرکت صنایع شیر ایران از ۱/۵ درصد در آذربایجان شرقی تا ۶/۷ درصد در فارس اضافه‌بها دریافت کرده‌اند. در مورد پنیر به دلیل تنوع زیاد محصول در شرکت‌های رقیب، توانایی رقابت برای شرکت صنایع شیر ایران کمتر است. بنابراین شرکت‌های رقیب توانایی فروش به قیمت بالاتر در سطح خرده‌فروشی را دارند. چنین نتیجه‌ای (دریافت اضافه‌بها به واسطه وجود توانایی رقابت و فروش بیشتر) در سایر محصولات در کشورهای مختلف نیز دیده شده است. برای مثال، ویلاس–بواس (Villas-Boas, 2007)، در مطالعه ای در مورد تعاملات عمودی بین تولیدکنندگان و خرده‌فروشان محصول ماست بیان می‌کند که حاشیه خرده‌فروشی بطور متوسط در سناریوی حاشیه بازاریابی صفر برای سطح عمده‌فروشی، حدود ۲۱/۱ درصد، در سناریوی وجود تبانی در سطح عمده‌فروشی، ۷۲/۸ درصد و در سناریوی وجود تبانی در سطح خرده‌فروشی، ۶۹/۹ درصد از ارزش عرضه برازش شده است. هوانسیان و گولد (Hovhannisyan and Gould, 2012)، برآورد شاخص کشش تعدیل شده لرنر را برای سه برند ماست اسکیم و پرچرب، برای ۵ شهر ایالات‌متحده بدست آورد. در مورد ماست اسکیم، خرده‌فروشان بیشترین سود را در شیر برند ۲ دریافت کرده‌اند. به گونه اینکه این اضافه‌بها بطور متوسط ۷/۷۶ درصد است در حالیکه برای ماست اسکیم برند ۱ و ماست اسکیم سایر برندها به ترتیب ۵/۱۴ و ۲/۵۴ درصد می‌باشد. در مورد ماست پرچرب، خرده فروشان بیشترین سود را در شیر برند ۱ دریافت کرده‌اند زیرا این اضافه‌بها بطور متوسط ۷/۶۸ درصد است در حالیکه برای ماست اسکیم برند ۲ و ماست اسکیم سایر برندها به ترتیب ۴/۵۰ و ۳/۴۸ درصد می باشد. البته این اضافه‌بها در شهرهای مختلف متفاوت است بطوریکه برای ماست اسکیم از به ۱/۴ درصد در شهر ۴ تا ۱۲/۵ درصد در شهر ۲ و برای ماست پرچرب از ۳/۲ درصد در شهر ۵ تا ۱۱/۱ درصد در شهر ۲ اضافه‌بها دریافت کرده‌اند. دلایل مختلفی برای وجود ناهمسانی منطقه‌ای در برند شیر و پنیرهای گوناکون در سطح استان‌های منتخب برای دریافت اضافه‌بها می توان شمرد که بخشی به ساختار تولید و عرضه محصولات و برخی به ویژگی مصرف مرتبط است. عواملی چون تفاوت در هزینه‌های نگهداری و تغذیه دام‌ها، هزینه‌های نگهداری و تعمیرات دستگاه‌های تولیدی و ...، تفاوت در سطح بازاریابی و توانایی رقابت با شرکت‌های رقیب، تفاوت در هزینه‌های حمل و نقل به دلیل تفاوت در فاصله جغرافیایی به نقاط مختلف استان و دسترسی به شبکه حمل‌ونقل، تفاوت در سیاست‌های دولتی و قوانین مربوط به تولید و فروش محصولات شیری در استان‌های مختلف که ممکن است به دلیل تفاوت در سیاست‌های تولید و صادرات، تعرفه‌های وارداتی و نهایت تفاوت در تقاضای محصولات شیری به دلیل تفاوت در سطح آگاهی و علاقه‌مندی به محصولات شیری، تفاوت در فرهنگ مصرفی و ... باشد. همچنین درجه توسعه یافتگی صنایع لبنی در استان‌های مختلف متفاوت است. بر اساس مطالعه فرونی اردکانی و همکاران (Fozouni Ardekani *et al.*, 2016)، با مرور آمارهای رسمی و دریافت نظرات کارشناسان این صنعت بر اساس تعداد دام تولیدکننده شیر، میزان تولید شیرخام، قیمت عرضه شیر در بازار، تعداد واحدهای فرآوری در حال بهره‌برداری، میزان کل فرآوری انواع شیر مایع، ماست، پنیر، دوغ و بستنی، می‌توان دریافت که سطح توسعه یافتگی در صنایع لبنی در استان‌های مختلف متفاوت است به‌گونه‌ای که به‌ترتیب استان‌های خراسان‌رضوی، اصفهان، آذربایجان‌غربی، آذربایجان‌شرقی، خوزستان، فارس دارای بیشترین و ایلام و سمنان کمترین ضریب توسعه‌یافتگی می‌باشد.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه همانند برخی مطالعات پیشرو در زمینه برآورد تابع تقاضای کالاها، از یک سیستم تقاضای معکوس برای ساخت چارچوب ساختاری استفاده شد. در این رویکرد قیمت‌ها به صورت درون‌زا هستند. در نهایت، استفاده از سیستم‌های تقاضای معکوس (یعنی قیمت به عنوان متغیر وابسته به‌جای مقدار)، استخراج توابع عرضه را به‌طور قابل ملاحظه‌ای ساده می‌کند. از رویکرد تابع سود لئونبرگر (Luenberger, 1992) برای الگوسازی توابع تقاضای معکوس استفاده گردید. همچنین با استفاده از رویکرد تغییرات حدسی بر اساس مطالعه هوانیسیان و بوزیک (Hovhannisyan and Bozic, 2013) میزان اضافه‌بهای ناشی از وجود قدرت بازاری در سطح خرده‌فروشی برآورد شد. بر اساس نتایج، ناهمسانی منطقه‌ای زیادی در برند شیر و پنیرهای گوناکون در سطح استان‌های مورد بررسی منتخب وجود دارد. در مورد شیر، به‌نظر می‌رسد خرده‌فروشان بیشترین سود را در شیر B1 (شیرِ تولیدیِ شرکت صنایع شیر ایران) دریافت کرده‌اند. به گونه اینکه این اضافه‌بها بطور متوسط ۴/۸ درصد است در حالیکه برای شیر تولیدی سایر شرکت‌ها ۳/۹ درصد می‌باشد. در مورد پنیر، اگرچه اضافه‌بها دریافتی خرده‌فروشان از پنیر B2 (پنیر تولیدی در شرکت‌های رقیبِ شرکت صنایع شیر ایران–بطور متوسط ۴/۰ درصد–) بیشتر است، اما تفاوت زیادی با اضافه‌بهای دریافتی پنیر تولیدی شرکت صنایع شیر ایران (بطور متوسط ۳/۹ درصد) ندارد. بنابراین، همانطور که انتظار می‌رفت رفتار بازار اثر مهمی بر اضافه بهای دریافتی توسط خرده‌فروشان و از آن رو بر انگیزه تولید و در نهایت مصرف شیر و پنیر داشته است. با توجه به نتایج این مطالعه، می‌توان پیشنهاد کرد که در برندینگ و بازاریابی محصولات شیر و پنیر، توجه به ناهمسانی‌های منطقه‌ای، سطح توسعه‌یافتگی صنعت، هزینه‌های نگهداری و تعمیرات دستگاه‌های تولیدی، توانایی رقابت با شرکت‌های رقیب، تفاوت در هزینه‌های حمل و نقل و دسترسی به شبکه حمل‌و

نقل، سیاست‌های دولتی و قوانین مربوط به تولید و فروش محصولات شیری و در نهایت تفاوت در سطح آگاهی و علاقه‌مندی به محصولات شیری، تفاوت در فرهنگ مصرفی و ...اهمیت دارد. همچنین، در نظر گرفتن عوامل سهم بازاری و تغییرات حدسی نیز می‌تواند در تعیین استراتژی‌های تولید و بازاریابی مؤثر باشد. یکی از فرایندهای ایجادکننده رقابت، توسعه صنعت به لحاظ افزایش تعداد شرکت‌های تولیدی با ترغیب افراد به ایجاد شرکت لبنی با ارائه تسهیلات انگیزشی توسط دولت است. برنامه‌ریزی و سرمایه‌گذاری در تبلیغات محصولات به ویژه در برندهای با وسعت بازار کم، می‌تواند به افزایش رقابت و شفافیت در بازار یاری رساند.

منابع

1. Baggio, M., & Chavas, J. (2009). On the consumer value of complementarity: A benefit function approach. *American Journal of Agricultural Economics*, *91*, 489–502.
2. Bergès-Sennou, F. (2006). Store loyalty, bargaining power and the Private Label production Issue. *European Review of Agricultural Economics*, *33*, 315–355.
3. Berry, S. (1994). Estimating discrete-choice models of product differentiation. *RAND Journal of Economics*, *25*, 242–262.
4. Bewley, R. (1986). *Allocation Models: Specification, Estimation, and Applications.* Cambridge, MA: Ballinger.
5. Cavalleri, M., Eliet, A., Mcadam, P., Petroulakis, F., Soares, A., & Vansteenkiste, I. (2019). *Concentration, Market Power and Dynamism In. Frankfurt and Main*: European Central Bank (ECB).
6. Cohen, M., & Cotterill, R. (2011). Assessing the impact of retailer store brand presence on manufacturer brands in an equilibrium framework. *Journal of Industrial Economics*, *59*, 372–395.
7. Corts, K. (1999). Conduct parameters and the measurement of market power. *Journal of Econometrics*, *88*, 227–250.
8. Danisman, G., & Demirel, O. (2018). Bank risk-taking in developed countries: The influence of market power and bank regulations. *Journal of International Financial Markets, Institutions And Money*, *59*, 202-217. http://doi.org/10.1016/J.Intfin.2018.12.007
9. Dhar, T., Chavas, P., Cotterill, R., & Gould, B. (2005). An econometric analysis of brand level strategic pricing between Coca-Cola company and Pepsico. *Journal of Economics and Management Strategy*, *14*, 905–931.
10. Dixon, G., & Somma, E. (2003). The evolution of consistent conjectures. *Journal of Economic Behavior and Organization*, *51*, 523–536.
11. Food and Agricultural Organization. (2023, January 9). *Faostat*. Retrieved From Http:/ www.Faostat.org.
12. Fozouni Ardekani, Z., Farhadian, H., & Pezeshkirad, Gh.R.. (2017). Determine the degree of dairy industry development in Iran provinces; Using numerical taxonomy technique. *Iranian Journal of Food Science and Technology*, *14*(64), 51-60. (In Persian with English abstact)
13. Friedman, J., & Mezzetti, C. (2002). Bounded Rationality, Dynamic Oligopoly, and Conjectural Variations. *Journal of Economic Behavior and Organization*, *49*, 287–306.
14. Genesove, D., & Mullin, W. (1998). Testing static Oligopoly models: Conduct and cost in the sugar industry, 1890-1914. *RAND Journal Of Economics*, *29*, 355–377.
15. Gisser, M. (1982). Welfare implications of Oligopoly in U.S. food manufacturing. *American Journal of Agricultural Economics*, *64*(4), 616-624. http://doi.org/ 10.2307/1240570
16. Goodwin, B., & Harper, D. (2000). Price transmission, threshold behavior, snd asymmetric adjustment in the U.S. Pork sector. *Journal Of Agricultural and Applied Economics*,, *32*(3), 543-553.
17. Hosseini, S., Abbasifar, A., & Shahbazi, H. (2008). Study of market power in Iranian red meat marketing chain. *Agricultural Economics and Development Journal*, *16*(1), 105-120. [In Persian with English Abstact]
18. Hosseini, S., Shahbazi, H., & Abbasifar, A. (2008). Measuring the market power in the sugar imports market in Iran. *Iranian Economic Research*, *10*(34), 145-160. (In Persian with English abstract)
19. Hovhannisyan, V., & Bozic, M. (2013). A benefit-function approach to studying market power: an application to the U.S. yogurt market. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, *38*(2), 159-173.
20. Hovhannisyan, V., & Gould, B. (2012). A structural model of the analysis of retail market power: The case of fluid milk. *American Journal of Agricultural Economics*, *94*, 67–79.
21. Hovhannisyan, V., & Stiegert, K. (2011). Vertical channel analysis of the U.S. milk market. *Agricultural & Applied Economics Association's 2011 AAEA & NAREA Joint Annual Meeting.* Pittsburg: Available Online At Http://Ageconsearch.Umn.Edu/Bitstream/ 103631/2/Paper_1_AAEA2011.Pdf.
22. Hyde, C., & Perlof, J. (1998). Multimarket market power estimation: The Australian retail meat sector. *Applied Economics*, *30*, 1169–1176.
23. Khodadad-Kashi, F., & Moradi, M. (2017). Comparing market power, cost efficiency and conjectural elasticity of Iran's banking sector: Pre and post banking sanctions. *Quartery Journal of Economic Research and Policiesqjerp*, *24*, 7-32. (In Persian with English abstract)

24. Khodadad-Kashi, F., Noraniazad, S., & Eshaghi Gorji , M. (2016). The extent of competition, monopoly and behavioral pattern in Iran's industries using non-structural approach. *Iranian Journal of Trade Studies*, *21*(1), 1-30. (In Persian with English abstract)
25. Kopp, T., & Sexton, R. (2021). Farmers, traders and processors: Buyer market power and double marginalization in Indonesia. *American Journal of Agricultural Economics*, *103*(2), 543-568. http://doi.org/:10.1111/Ajae.12149
26. Kutlu, L., & Sickles, R. (2012). Estimation of market power in the presence of firm level inefficiencies. *Journal of Econometrics*, *168*, 141–155.
27. Luenberger, D. G. (1992). Benefit functions and duality. *Journal of Mathematical Economics*, *21*, 461–481.
28. Mchugh, C., Coleman, S., & Kerr, D. (2021). Technical indicators for energy market trading. *Machine Learning with Applications*, *6*, 100182. http://doi.org/:10.1 016/J.Mlwa.2021.100182
29. O' Donnell, C. J. (1999). Marketing margins and market power in the Australian dairy processing and retailing sectors. *Annual Conference of The Australian Agricultural and Resource Economics Society.* Christchurch.
30. O'Donnell , C., Griffith, G., Nightingale, J., & Piggott, R. (2007). Testing for market power in the Australian grains and oilseeds industries. *Agribusiness*, *23*(3), 349-376. http://doi.org/10.1002/Agr.20128
31. Piggott, R., Griffith, R., & Nightingale, J. (2000). *Market power in the Australian food chain: Towards a Research Agenda.* No. UNE-67A: RIRDC Project.
32. Salami, H., & Shahbazi, H. (2009). Application of the implicitly directly additive demand system (AIDADS) in modeling consumption behavior of the Iranian households for selected food commodities. *Journal Of Economics And Agricultural Development*, *23*(1), 108-118. (In Persian with English abstract). http://doi.org/10.22067/JEAD2.V1388I1.2074.
33. Sheyhaki-Tash, M., & Gholipoor, E. (2013). Relationship between product market structure and intensity of labor market flexibility: Case study of Iranian manufacturing industries. *The Journal of Planning and Budgeting*, *8*(3), 67-86. (In Persian with English abstract)
34. Shahbazi, H. (2015). Generic advertising optimum budget for Iran's milk industry. *Journal Of Agricultural Economics and Development*, *29*(4), 389-400. (In Persian with English abstact). http://doi.org/10.22067/JEAD2.V29I4.49202.
35. Shahbazi, H., & Hosseini, S. (2009). An economic model of red meat marketing margin behavior in Iran. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, *40*(1), 74-65. (In Persian with English abstact)
36. Shahbazi, H., Kavoosi, M., Peikani, G., Erfanian, Z., & Abedi, S. (2009). Estimation of monopoly Welfare loss in Iranian milk production industry. *Agricultural Economics and Development*, *17*(1), 39-53. (In Persian with English abstract)
37. Stock Exchange Organization. (2023, January 9). Retrieved from Https://Tse.Ir/.
38. Villas-Boas, S. (2007). Vertical relationships between manufacturers and retailers: Inference with limited data. *Review of Economic Studies*, *74*, 625–652.
39. Wang, S., Stiegert, K., & Dhar, T. (2010). Strategic pricing behavior under asset value maximization. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, *58*, 151–170.
40. Wann, J.J., & Sexton, R. (1992). Imperfect competition in multiproduct food industries with application to pear processing. *American Journal of Agricultural Economic*, *74*(4), 980-999.
41. Werden, G., & Froeb, L. (1994). The effects of mergers in differentiated products industries: Logit demand and merger policy. *Journal of Law, Economics, and Organization*, *94*, 407–426.
42. World Population Review. (2023, January 9). *Milk Consumption By Country*. Retrieved from Https://Worldpopulationreview.Com/Country-Rankings/Milk-Consumption-By-Country.
43. Yildirim, C., & Kasman, A. (2021). Market Power Evolution And Convergence in European Banking: an Empirical Note. *Bulletin of Econonomic Research*, *73*, 535–544. http://doi.org/10.1111/Boer.12262
44. Zeraat-Kish, S., & Omidvar, Z. (2016). Evaluation of rainbow trout market power in Iran. *Breeding and Aquaculture Sciences Quarterly*, *9*(3), 27-52. (In Persian with English abstact)